

**Sur la distribution bimodale du ratio de spécialisation
des entreprises non financières**

Hafida EL YOUNSI, Didier LEBERT

2013.67



Sur la distribution bimodale du ratio de spécialisation des entreprises non financières

Hafida El Younsi¹ et Didier Lebert²

Résumé :

La distribution bimodale du ratio de spécialisation des grandes entreprises non financières a constitué une régularité statistique remarquable pendant une quarantaine d'années (Reed et Sharpe, 1987). L'objectif de cet article est, dans un premier temps, de faire un point sur la réalité de ce phénomène sur la période 1992-2007 en Europe et aux États-Unis. Ensuite, nous cherchons à identifier certaines des dynamiques industrielles qui se cachent derrière cette distribution. Nous faisons référence ici à la manière dont les évolutions de la valeur de ce ratio peuvent servir à interpréter les stratégies de développement des entreprises en termes de diversification et de recentrage.

The bimodal distribution of the specialization ratio for non-financial corporations

Abstract:

The bimodal distribution of the specialization ratio for large non-financial corporations has been a remarkable statistical regularity for forty years (Reed and Sharpe, 1987). The aim of this paper is first to provide an overview on the reality of this phenomenon over the period 1992-2007 in Europe and in the United States. Then, we try to identify some of the industrial dynamics which explain this distribution. We think here to the way the changes in the value of this ratio can be used to interpret the development strategies of firms in terms of diversification and refocusing.

Mots-clés : diversification, recentrage, ratio de spécialisation

Keywords: diversification, refocusing, specialization ratio

Codes JEL: L25

¹ Centre d'Économie de la Sorbonne – CNRS UMR 8174 et Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne
106-112, boulevard de l'Hôpital F – 75647 Paris cedex 13 – e-mail : hafida.elyounsi@gmail.com
Tél. : +33 1 44 07 81 78

² Unité d'Économie appliquée ENSTA ParisTech – 828, boulevard des Maréchaux F – 91762 Palaiseau cedex
e-mail : didier.lebert@ensta-paristech.fr – Tél. : +33 1 81 87 19 51

Introduction

Introduit par Wrigley (1970), le « ratio de spécialisation » – part du chiffre d'affaires de l'*activité discrète*³ principale d'une entreprise – sert d'indicateur central à une approche contingente associant structures administratives, stratégies de développement et performances économiques et financières des entreprises (Rumelt, 1974, 1978, 1982, Montgomery, 1979, 1982, 1985, 1994, Wernerfelt et Montgomery, 1988, Hoskisson et Johnson, 1992, Kay, 1997, 2002, Whittington et al., 1999, Whittington et Mayer, 2002). Cette approche se situe en prolongement de l'œuvre pionnière de Chandler (1962). Elle cherche à rendre compte, dans un premier temps, du développement de la grande firme conglomerale au sortir de la seconde guerre mondiale aux Etats-Unis (Wrigley, 1970, puis Scott, 1973, et Rumelt, 1974, établissent un lien empirique inverse entre la valeur du ratio de spécialisation et l'occurrence de la forme d'organisation multidivisionnelle) et, dans un second temps, des mouvements de recentrage de ces entreprises autour de leur métier cœur (p. ex. Markides, 1993, 1995a, 1995b).

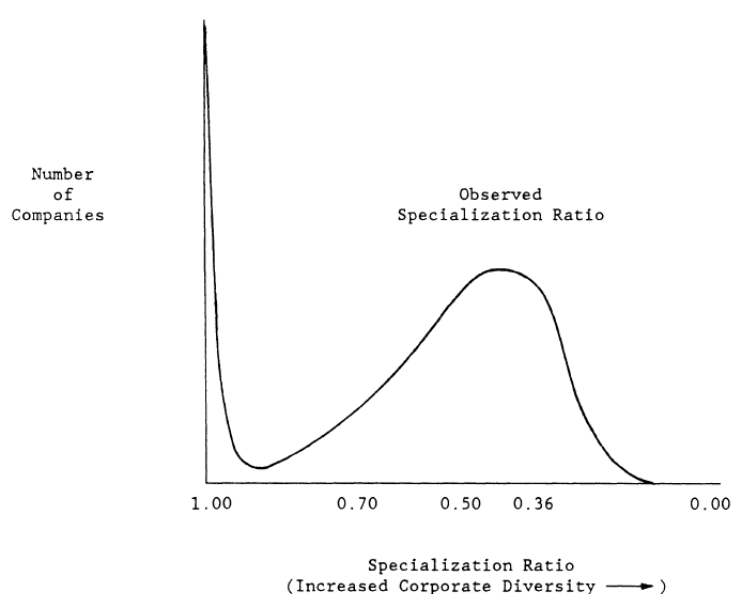
La distribution bimodale du ratio de spécialisation des grandes entreprises non financières a constitué une régularité statistique remarquable pendant une quarantaine d'années, en Europe occidentale comme aux Etats-Unis (Reed et Sharpe, 1987). L'objectif de cet article est, dans un premier temps, de faire un point sur la réalité de ce phénomène sur la période récente. Nous nous appuierons pour cela sur les bases de données de la plateforme Thomson One Banker pour la période 1992-2007 (1 721 entreprises non financières originaires des Etats-Unis, d'Allemagne, de France, des Pays-Bas et du Royaume-Uni). Ensuite, nous chercherons à identifier certaines des dynamiques industrielles qui se cachent derrière cette distribution. Nous faisons référence ici à la manière dont les évolutions de la valeur de ce ratio peuvent servir à interpréter les stratégies de développement des entreprises en termes de diversification et de recentrage. Nous montrerons que les trajectoires des entreprises américaines et européennes sont, de ce point de vue, sensiblement différentes.

³ Une « activité discrète » (*discrete business*) est une activité productive qui peut être gérée indépendamment des autres (cf. Rumelt, 1974, p. 12-14). Dans Rumelt (1982), cette notion est remplacée par celle de *business unit*, conçue comme « a product, product line, or set of product lines that have strong market interdependencies » (p. 360).

1. Les enjeux stratégiques associés aux ratios de spécialisation

Les études empiriques sur de grandes entreprises américaines et britanniques diversifiées (Channon, 1973, Rumelt, 1974, Luffman et Reed, 1984, Reed et Sharp, 1987) ont toutes constatées une distribution bimodale du ratio de spécialisation. Le poids de l'activité discrète principale est le plus souvent supérieur à 95 % du chiffre d'affaires total de l'entreprise, ou bien inférieur à 70 %, alors qu'il se situe plus rarement entre ces deux seuils (figure 1).

Figure 1 : Distribution des entreprises selon leur ratio de spécialisation – Cas britannique (Reed et Sharp, 1987, reproduit dans Reed, 1991)



Ces seuils du ratio de spécialisation (RS) – 0.70 et 0.95 – servent à Wrigley (1970) à construire une typologie des stratégies de développement des entreprises fondée sur leur « engagement dans la diversité » :

- Les entreprises de la catégorie *Single* ($RS > 0.95$) croissent par extension de leur échelle de production.
- Les entreprises de la catégorie *Dominant* ($0.70 < RS < 0.95$) sont faiblement diversifiées et continuent à se développer autour de leur couple produit / marché principal.
- Les entreprises de la catégorie *Related* ($RS < 0.70$), fortement diversifiées, se développent par l'adjonction d'activités qui réclament des ressources déjà mobilisées par elles dans leurs activités courantes.

- Les entreprises de la catégorie *Unrelated* ($RS < 0.70$) se développent, quant à elles, de manière conglomérale.

Dans cette littérature, l'enjeu méthodologique majeur se situe dans la distinction entre les catégories *Related* et *Unrelated*, toutes deux affectées d'un ratio de spécialisation inférieur à 0.70. En économie industrielle et en management stratégique, l'usage de différentes mesures de « liaison » entre les activités d'un portefeuille (*relatedness* ; cf. El Younsi, 2012, pour une synthèse) est orienté par la question de savoir si les processus de diversification des entreprises s'effectuent en fonction de la composition des portefeuilles d'activités *avant* que ces processus ne soient effectifs (i.e. de manière « liée ») ou bien aléatoirement (i.e. de manière conglomérale). Chatterjee et Wernerfelt (1991), Montgomery et Hariharan (1991), Teece et al. (1994), Silverman (1999), parmi d'autres, montrent que ces processus de diversification se produisent essentiellement de manière liée. Les profils de ressources des entreprises qui s'engagent dans de nouvelles activités sont ainsi essentiels pour prédire le choix des secteurs de destination (Foss, 1997). Ce questionnement peut aisément s'inverser. Il s'agit alors de savoir si, lorsqu'elles se recentrent, les entreprises se désengagent d'activités non liées à leur cœur de métier. En l'occurrence, c'est ce qu'elles semblent faire (p.ex. Klein et al., 2009).

Le constat de la distribution bimodale des ratios de spécialisation amène quant à lui plutôt à porter son attention à la catégorie *Dominant*, creux de la distribution. Reed (1991) propose un modèle théorique qui tente d'expliquer la bimodalité de cette distribution en développant un argumentaire articulé autour des notions d'efficacité (*effectiveness*) et d'efficience. Il note que, dans le contexte de la gestion par la firme de son degré de diversité, ces deux notions ont à voir avec les motifs suivants de la diversification : la croissance de l'entreprise, la gestion de son risque non systématique et la recherche d'effets synergétiques associés à la combinaison des ressources utilisées pour les productions (Ansoff, 1965, p. 113-114 ; cf. Paulré, 2000, p. 47-72, pour une synthèse sur les motifs de la diversification). Dans ce cadre, l'efficacité relève de l'atteinte des objectifs de l'entreprise multi-activités en termes de croissance / risques / synergies, alors que l'efficience porte sur les coûts engendrés par le contrôle des activités (cf. également sur ce dernier point Hoskisson et Johnson, 1992).

L'articulation entre efficacité et efficience traduit alors l'existence de deux options stratégiques principales en matière de composition des portefeuilles d'activités de l'entreprise multi-produits :

- La première option est fondée sur la recherche d'efficience. Il s'agit de minimiser les coûts de gestion en haussant le poids de l'activité principale et en minimisant le nombre d'activités secondaires. L'entreprise arbitre pour une diminution des coûts de gestion au détriment de la recherche de synergies et de la limitation du risque non systématique (catégorie *Single*).
- La seconde option est fondée sur la recherche d'un équilibre entre l'efficience et l'efficacité. L'entreprise accepte de voir ses coûts de gestion croître en contrepartie de l'exploitation de synergies entre activités (catégorie *Related*) et des avantages associés à la diversification du risque (catégories *Unrelated*).

L'approche de Reed (1991) considère donc que la catégorie *Dominant* pose un problème particulier : les entreprises subissent un coût de gestion substantiel sans que cela ne soit compensé par la possibilité d'exploiter suffisamment les avantages de la diversité. Cela conduit l'auteur à émettre une hypothèse repérable empiriquement (mais non étayée par lui) et une interrogation :

- L'hypothèse est que la catégorie stratégique *Dominant* de Wrigley (1970) est une catégorie transitoire qui traduit un état ponctuel dans un mouvement stratégique des entreprises passant de la catégorie *Single* aux catégories *Related* / *Unrelated* (à noter que Reed n'envisage pas le mouvement inverse, i.e. le mouvement de recentrage au sens de Markides, 1995a). Cette hypothèse entre en concordance avec les résultats empiriques de Hoskisson et Johnson (1992) d'après lesquels les « catégories intermédiaires » sont les plus instables.
- L'interrogation est la suivante : comment expliquer le fait que certaines entreprises restent durablement dans la catégorie *Dominant* ? Pour Reed (1991), la réponse est à chercher en dehors des motifs traditionnels de la diversité : « Firms that choose to maintain a permanent *Dominant* posture do not actively seek the benefits that can be derived from the diversification strategy and/or, by virtue of factors other than those attributable to diversification, such firms enjoy super-normal performance advantages » (p. 64).

Nous cherchons dans la section suivante à vérifier le caractère transitoire de la catégorie *Dominant* et à tester la surperformance des entreprises se maintenant dans cette catégorie intermédiaire.

2. La distribution bimodale des ratios de spécialisation : un état des lieux en Europe et aux Etats-Unis

2.1. Données

Notre échantillon est composé d'entreprises non financières européennes et étasuniennes sur la période 1992-2007. Cet échantillon est extrait des bases de données de la plateforme Thomson One Banker (Worldscope, Thomson Financial et Datastream). Ces données comprennent les codes SIC à quatre chiffres des activités des entreprises⁴ (nomenclature SIC 1987), le chiffre d'affaires des segments (cette variable est utilisée pour mesurer les ratios de spécialisation), la valeur des actifs, la dette totale et la capitalisation boursière des entreprises (ces trois variables permettent d'approcher la performance de l'entreprise du point de vue des marchés financiers – Q de Tobin) et le ROA (*Return On Assets*, rendement des actifs, utilisé pour mesurer la performance économique de l'entreprise).

Sur l'ensemble des données extraites de la plateforme TOB, un premier tri a été effectué en fonction des informations disponibles pour les variables de segments d'activités (codes industriels et chiffres d'affaires associés à ces segments). Nous ne retenons que les entreprises américaines et celles des pays européens qui comprennent un nombre suffisant d'observations sur ces critères : Allemagne, France, Pays-Bas et Royaume-Uni.

Les traitements suivants ont ensuite été appliqués (cf. tableau 1) :

- Etape 1 : *Symétrisation*. Worldscope (informations sur les segments) comporte un certain nombre de données manquantes. Pour une entreprise et une année données : à un chiffre d'affaires ne correspond aucun code SIC ; à un code SIC ne correspond aucun chiffre d'affaires. Dans le premier cas, nous attribuons le code 9999 au segment correspondant à ce chiffre d'affaires (« activités non classées »). Dans le deuxième cas : soit le code SIC

⁴ Dans la littérature, les codes SIC sont souvent mobilisés comme base des mesures de la diversité des portefeuilles d'activités des entreprises ; traditionnellement, une entreprise est considérée comme étant diversifiée lorsqu'elle est active dans deux industries au moins (codes SIC à trois ou quatre chiffres différents).

indiqué est 9999, et nous supprimons cette activité pour l'entreprise pour l'année observée ; soit le code SIC est différent de 9999, et nous décidons de supprimer l'entreprise concernée pour l'année observée. Le résultat de cette première étape est la constitution de deux tables symétriques, l'une correspondant aux codes SIC des activités des entreprises, l'autre aux chiffres d'affaires de ces activités pour les 16 années de l'étude.

- Etape 2 : *Fusion des segments et des chiffres d'affaires*. La base de données, pour une firme et une année données, distingue quelquefois des activités possédant le même code SIC à quatre chiffres, à chacun de ces codes répliqués correspondant un chiffre d'affaires particulier. Nous décidons de fusionner systématiquement les codes SIC à quatre chiffres identiques et les chiffres d'affaires correspondants lorsque cette observation est faite.
- Etape 3 : *Ordonnancement*. Lorsque les regroupements de l'étape 2 sont effectués, la hiérarchie des activités dans l'entreprise pour une année en fonction de l'importance des chiffres d'affaires peut s'en trouver modifiée. Nous réordonnons les codes SIC pour isoler l'activité « principale » (celle qui possède le chiffre d'affaires le plus élevé) des autres activités dites « secondaires ».
- Etape 4 : *Focus hors finance*. Il s'agit de supprimer les entreprises dont le code SIC de l'activité principale est compris entre 6000 et 6999 (titre « Finance, assurance et immobilier » de la nomenclature SIC 1987). Ces entreprises, comme le remarquent Berger et Ofek (1995) et Fan et Lang (2000), contiennent souvent un grand nombre de données manquantes sur les indicateurs comptables et financiers. En définitive, les entreprises de notre échantillon sont des sociétés non financières.

La valeur moyenne du ratio de spécialisation des entreprises diversifiées non financières en Europe tend à rejoindre celle des entreprises américaines (0.651 contre 0.686 en 1992, 0.699 contre 0.714 en 2007 ; cf. tableau 2). Cela laisse supposer que la période récente est marquée en Europe occidentale par une progressive concentration du chiffre d'affaires des entreprises – par un mouvement moyen de « recentrage » (p.ex. Palard, 2007) – plus sensible et plus régulière que celle qui est à l'œuvre de l'autre côté de l'Atlantique. C'est ce que nous vérifions en observant l'évolution de l'indice moyen d'Herfindahl sur les chiffres d'affaires des segments des entreprises, et en constatant la très forte corrélation positive entre les valeurs du ratio de spécialisation et de l'indice d'Herfindahl.

Tableau 1 : Caractéristiques de l'échantillon sur la période 1992-2007

Observations	24 806	Obs. diversifiées	16 314
Entreprises	1 721	Obs. mono-segment	8 492
<i>dont Europe</i>	760	Obs. Single	11 349
<i>dont EU</i>	961	Obs. Dominant	6 224
Obs. / entr.	14.41	Obs. Related / Unrelated	7 233

Tableau 2 : Statistiques descriptives sur les ratios de spécialisation des entreprises diversifiées

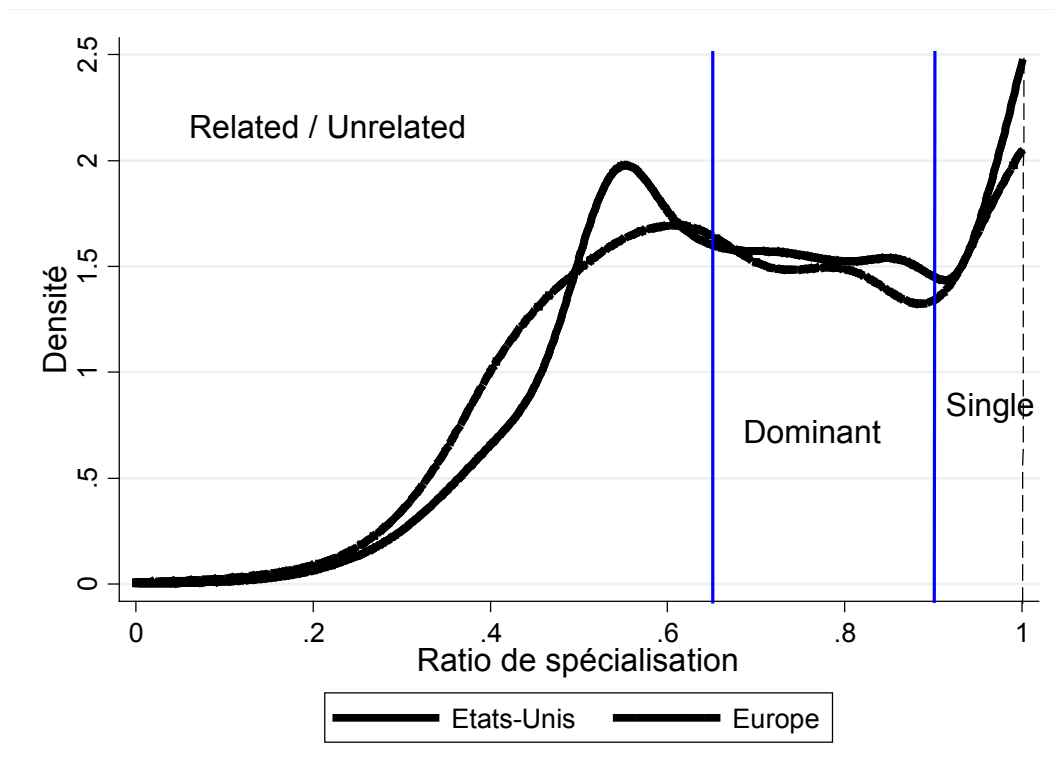
Année	Europe					Etats-Unis				
	<i>M. RS</i>	<i>E.T.</i>	<i>M. H</i>	<i>Corr.</i>	<i>Obs.</i>	<i>M. RS</i>	<i>E.T.</i>	<i>M. H</i>	<i>Corr.</i>	<i>Obs.</i>
1992	0.651	0.199	0.548	0.976	492	0.686	0.190	0.591	0.975	536
1993	0.663	0.197	0.558	0.976	494	0.694	0.193	0.601	0.976	550
1994	0.664	0.196	0.560	0.977	495	0.692	0.190	0.597	0.975	545
1995	0.668	0.198	0.566	0.976	502	0.688	0.191	0.595	0.976	537
1996	0.664	0.201	0.565	0.977	497	0.688	0.191	0.597	0.976	528
1997	0.665	0.203	0.567	0.979	500	0.681	0.185	0.588	0.973	513
1998	0.673	0.198	0.572	0.978	489	0.691	0.186	0.598	0.973	533
1999	0.674	0.199	0.577	0.976	473	0.700	0.184	0.604	0.974	573
2000	0.675	0.196	0.577	0.977	488	0.699	0.184	0.602	0.976	588
2001	0.671	0.197	0.573	0.977	500	0.699	0.189	0.604	0.975	599
2002	0.680	0.198	0.582	0.978	492	0.693	0.188	0.598	0.974	560
2003	0.684	0.197	0.588	0.977	474	0.698	0.188	0.603	0.976	545
2004	0.693	0.195	0.597	0.978	465	0.705	0.186	0.609	0.976	523
2005	0.695	0.190	0.598	0.977	460	0.705	0.189	0.611	0.976	512
2006	0.696	0.193	0.602	0.977	446	0.707	0.190	0.615	0.977	500
2007	0.699	0.188	0.603	0.978	424	0.714	0.189	0.621	0.977	481

M. RS : ratio de spécialisation moyen ; *ET* : écart-type ; *M. H* : indice d'Herfindahl moyen ; *Corr.* : coefficient de corrélation de Pearson entre les vecteurs *RS* et *H* ; *Obs.* : observations.

2.2. Bimodalité de la distribution des ratios de spécialisation

Comme le montre la figure 2, sur l'ensemble de la période 1992-2007, la distribution bimodale des ratios de spécialisation reste vérifiée en Europe comme aux Etats-Unis. Les points d'inflexion qui permettent d'attribuer une entreprise à une catégorie stratégique de Wrigley sont cependant légèrement différents de ceux traditionnellement retenus dans la littérature (0.70 et 0.95). Les valeurs critiques qui seront prises ici se décalent légèrement « sur la gauche » (0.65 et 0.90). Reed et Sharpe (1987), sur un échantillon de grandes entreprises britanniques sur la période 1969-1980, avaient identifié des seuils à 0.73 et 0.96. Comme ces auteurs le rappellent, « there is nothing sacrosanct about these values. Their determination is an empirical matter » (p. 396).

Figure 2 : Ratio de spécialisation – Densités de noyau – Firmes diversifiées
Europe / Etats-Unis – 1992-2007



Pour étayer les propositions de Reed (1991) qui portent, rappelons-le, sur la plus grande instabilité stratégique des entreprises appartenant à la catégorie *Dominant* et sur la surperformance des entreprises qui décident de rester dans cette même catégorie, il est nécessaire de repérer les mouvements stratégiques des entreprises individuelles entre deux dates. Une entreprise est en mouvement si elle voit la valeur de son ratio de spécialisation franchir l'une des deux valeurs critiques définies plus haut (0.65 ou 0.90). L'intervalle de temps que nous retenons est l'année.

Pour reprendre la terminologie introduite par Whittington et al. (1999), l'entreprise qui migre d'une catégorie stratégique à une autre sera qualifiée d'*instable*. Plusieurs facteurs stratégiques agissent, quelquefois de concert, pour engendrer cette instabilité. Prenons quelques exemples pour illustrer ce fait. L'entreprise allemande Deutsche Steinzeug Cremer & Breuer AG est aujourd'hui spécialisée dans la production de matériaux de revêtement en

céramique⁵. Jusqu'en 1998, elle fait partie de la catégorie stratégique *Related / Unrelated*, et ses activités se déploient également dans le domaine complémentaire des briques réfractaires. Progressivement, cette activité secondaire voit son importance décroître dans le chiffre d'affaires de l'entreprise (celle-ci passe en catégorie *Dominant*) et, en 2003, elle se spécialise de manière exclusive dans les revêtements en céramique (l'entreprise entre dans la catégorie *Single*). Nous avons ici l'illustration d'un mouvement progressif de recentrage sur le métier historique (*spécialisation*) durant lequel l'appartenance à la catégorie *Dominant* n'est que transitoire. De son côté, l'entreprise britannique IMI PLC est une société d'ingénierie développant aujourd'hui des solutions techniques et de service autour du contrôle de flux liquides à destination essentiellement des industries pétrolière et gazière, et proposant également des solutions hydroniques pour optimiser la climatisation des bâtiments⁶. Durant la décennie 1990, l'entreprise se désengage progressivement de son activité historique (fonderie, laminage et étirement des métaux) et son activité principale passe, entre la fin des années 1990 et le début des années 2000, des équipements de chauffage aux solutions de contrôle des flux. Nous avons ici l'illustration d'un recentrage (passage de la catégorie *Related / Unrelated* à la catégorie *Dominant*) qui résulte d'une *mutation* du métier de l'entreprise. Durant tout le reste de la décennie 2000, IMI PLC se maintient dans la catégorie *Dominant*.

Tableau 3 : Table d'occurrence de l'instabilité stratégique et tests d'indépendance

		Nb (%)			χ^2 de Pearson*
		<i>Single</i>	<i>Dominant</i>	<i>Related / Unr.</i>	
EUR	1992-1997	46 (6.25)	127 (18.70)	101 (11.30)	52.8 (2 309 obs.)
	1997-2002	77 (9.38)	152 (26.67)	137 (16.14)	73.6 (2 240 obs.)
	2002-2007	56 (5.19)	138 (19.06)	97 (13.11)	85.1 (2 543 obs.)
US	1992-1997	94 (5.57)	170 (20.48)	119 (11.30)	129.6 (3 570 obs.)
	1997-2002	203 (12.95)	221 (28.74)	159 (16.53)	89.5 (3 298 obs.)
	2002-2007	45 (2.64)	135 (16.05)	125 (14.01)	164.3 (3 435 obs.)

* L'hypothèse nulle (indépendance) est toujours rejetée au seuil de 1 %

Pour étudier l'instabilité stratégique, nous choisissons d'isoler trois sous-périodes : 1992-1997, 1997-2002 et 2002-2007. Ce choix résulte d'une particularité historique associée à la sous-période centrale. Palard (2007) constate que cette sous-période est caractérisée par un mouvement moyen de « re-diversification » des grandes entreprises non financières en

⁵ <http://www.deutsche-steinzeug.de>, consulté le 26 janvier 2013.

⁶ <http://www.imiplc.com>, consulté le 26 janvier 2013.

Europe. Globalement, le nombre moyen de segments par entreprise tend à croître (figure 3). Si l'on reprend la démarche de Palard à partir de nos données, nous constatons le même mouvement. Nous pouvons cependant montrer qu'il est limité dans le temps, et qu'il concerne davantage les entreprises non financières américaines qu'européennes. Si, de plus, nous spécifions le code SIC de l'activité principale, nous montrons que la re-diversification touche en priorité les sociétés de services aux entreprises (figure 4).

Figure 3 : Nombre moyen de segments par entreprise – zones géographiques

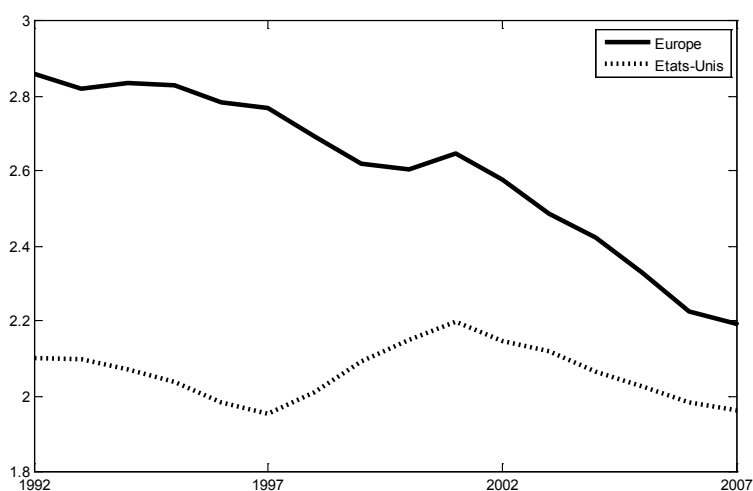
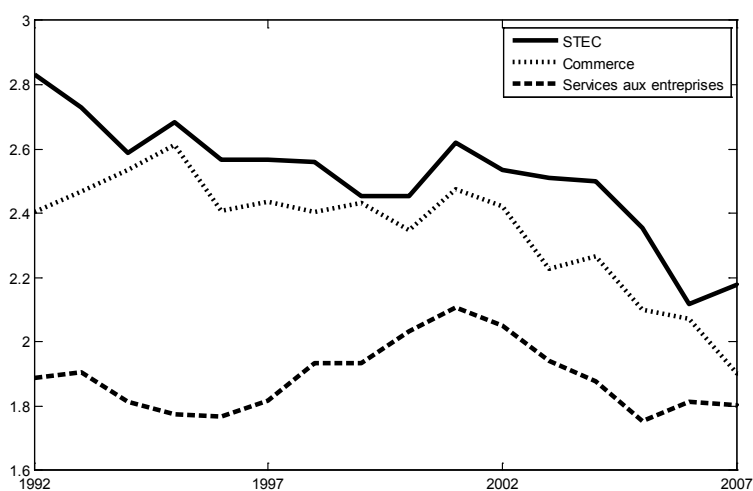


Figure 4 : Nombre moyen de segments par entreprise – secteur des services



Services de transport, d'énergie et de communication (STEC) : SIC 40-41 + 44-45 + 47

Commerce : SIC 50-51

Services aux entreprises : SIC 73

La table d'occurrence de l'instabilité stratégique et les tests d'indépendance associés (tableau 3) montrent qu'il existe des différences statistiquement significatives dans les degrés de la stabilité stratégique. Sur les trois périodes, en Europe comme aux Etats-Unis, les taux les plus élevés de stabilité se repèrent pour la catégorie *Single*, les plus faibles pour la catégorie *Dominant* ; la catégorie intermédiaire apparaît bien comme la plus instable, ce qui entre en concordance avec les intuitions de Wrigley (1970) et de Reed (1991), et avec les constats empiriques de Hoskisson et Johnson (1992).

Est-ce qu'une analyse désagrégée des flux sur ces trois sous-périodes met au jour des caractéristiques que l'analyse précédente ne peut révéler ? Pour représenter les sens des flux inter-catégoriels, nous reprenons l'outillage graphique qu'utilisent Whittington et al. (1999, p. 540 ; cf. figures 5 et 6) en distinguant les mouvements par grande zone géographique (Europe, Etats-Unis). Nous retrouvons, dans ces graphiques, les taux de stabilité / instabilité pour chaque catégorie stratégique (les boucles représentent la stabilité, la somme des valeurs des flèches orientées vers d'autres catégories représente l'instabilité). A ce sujet, nous pouvons émettre un certain nombre d'hypothèses que cette analyse graphique peut permettre d'étayer.

La première hypothèse est que les passages d'une catégorie extrême à une autre (de *Single* vers *Related* / *Unrelated*, ou l'inverse), d'une année sur l'autre, restent marginaux. Cette hypothèse se vérifie aisément, les restructurations radicales ne concernant au mieux qu'environ 7 % des mouvements stratégiques sur la période 1997-2002 en Europe comme aux Etats-Unis. Cette hypothèse et cette observation sont conformes à la proposition selon laquelle l'essentiel des mouvements d'ampleur passe par l'intermédiaire de la catégorie *Dominant*. Le cas de l'entreprise Deutsche Steinzeug introduit plus haut illustre cette tendance au passage progressif d'une catégorie extrême à l'autre.

Markides (1995a) constate, sur un échantillon d'entreprises américaines de la liste Fortune 500 sur la période 1981-1987 – et en utilisant la catégorisation de Wrigley – que les mouvements de recentrage (de *Related* / *Unrelated* vers *Dominant* ou de *Dominant* vers *Single*) sont plus denses que les mouvements de diversification (sens inverse). La deuxième hypothèse est que cette tendance est vraie pour l'Europe depuis les années 1990 et qu'elle se poursuit aux Etats-Unis, sauf durant la période médiane – et ceci d'autant plus aux Etats-Unis,

où une re-diversification (appréhendée par le comptage des activités dans les portefeuilles des entreprises par Palard, 2007 ; cf. supra) est à l'œuvre.

L'idée sous-jacente à cette deuxième hypothèse est que les entreprises, en début de période, sont globalement « sur-diversifiées ». Pour Markides, chaque entreprise fait face à un degré optimal de diversité en deçà et au-delà duquel l'entreprise agit pour améliorer sa performance économique et financière. Dans le cas d'une sur-diversification, l'entreprise est incitée à hausser son ratio de spécialisation pour améliorer son efficacité productive. L'analyse graphique indique quelques éléments allant dans ce sens, sans que nous ne puissions cependant valider l'hypothèse. Ainsi, si l'ensemble de la période 1992-2007, en sommant les mouvements sur les trois sous-périodes des figures 5 et 6, voit bien le poids relatif des mouvements *Dominant* vers *Single* être supérieur à celui des mouvements inverses, sur les deux premières sous-périodes les transferts partant de *Dominant* et allant dans le sens d'une diversité accrue sont les plus nombreux, quelle que soit la zone géographique ; la dernière sous-période semble être plus en accord avec cette hypothèse.

Cette difficulté à identifier une tendance empirique pour la période récente en faveur d'un choix stratégique clair allant dans le sens d'une réduction de la diversité est en définitive conforme au cadre interprétatif de Reed (1991 ; cf. Markides, 1995b, p. 115). L'idée est que l'une des modalités du recentrage se traduit par la recherche d'un degré de liaison accru entre les activités d'un portefeuille. Autrement dit, une entreprise peut se recentrer sans que le nombre de ses activités ne décroisse. Mieux encore, une activité additionnelle dans le portefeuille d'une entreprise peut améliorer la cohérence globale de ce dernier (Teece et al., 1994) ; *diversification* et *recentrage* ne sont pas des termes antinomiques (Paulré, 2000, Batsch, 2003, El Younsi, 2012). Pour Markides, les entreprises qui disposent d'activités liées ont un optimum de diversité plus élevé que les entreprises diversifiées de manière conglomerale. Une entreprise qui accroît son degré de cohérence augmente en même temps son optimum de diversité, ce qui l'amène, parce qu'elle devient relativement sous-diversifiée, à diminuer la valeur de son ratio de spécialisation ; elle tend à migrer de la catégorie *Dominant* vers la catégorie *Related / Unrelated*. Jusqu'au début des années 2000, les entreprises arbitraient ainsi entre deux modalités du recentrage : un recentrage *quantitatif* (augmentation du ratio de spécialisation) touchant essentiellement les entreprises diversifiées de manière conglomerale (optimum de diversité bas), et un recentrage *qualitatif* (diminution du ratio de spécialisation) touchant principalement les entreprises en recherche d'une

cohérence accrue (optimum de diversité élevé). Voici une autre manière d'interpréter le maintien dans le temps récent de la distribution bimodale des ratios de spécialisation et le caractère transitoire de la catégorie *Dominant*.

Fig. 5a : Mouvements entre catégories stratégiques – Europe – Période 1992-1997

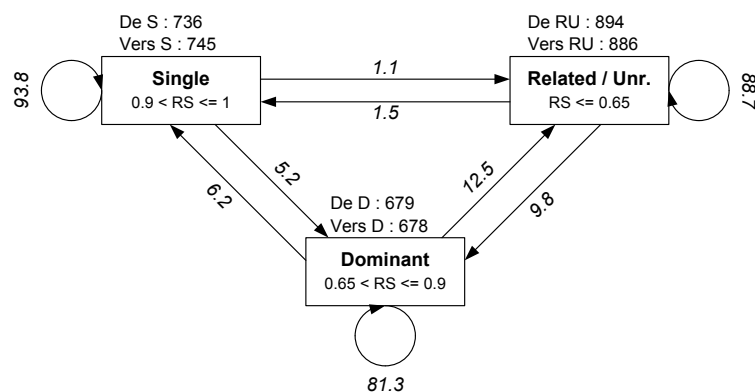


Fig. 5b : Mouvements entre catégories stratégiques – Europe – Période 1997-2002

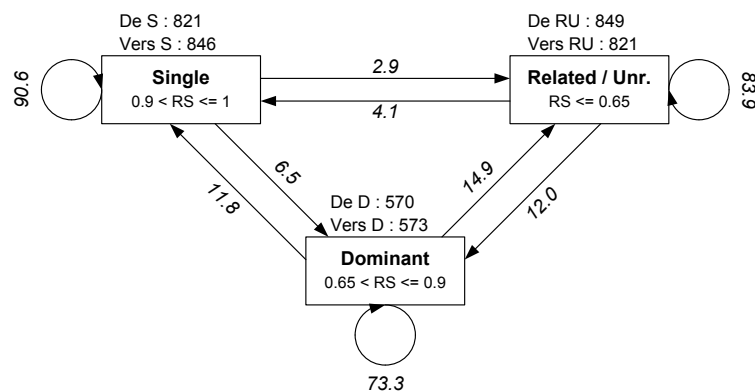


Fig. 5c : Mouvements entre catégories stratégiques – Europe – Période 2002-2007

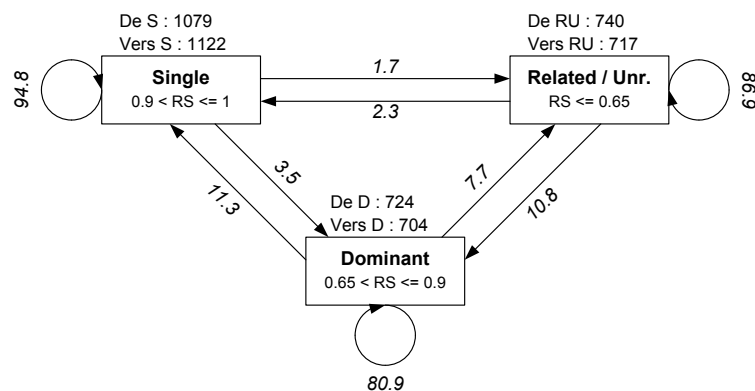


Fig. 6a : Mouvements entre catégories stratégiques – Etats-Unis – Période 1992-1997

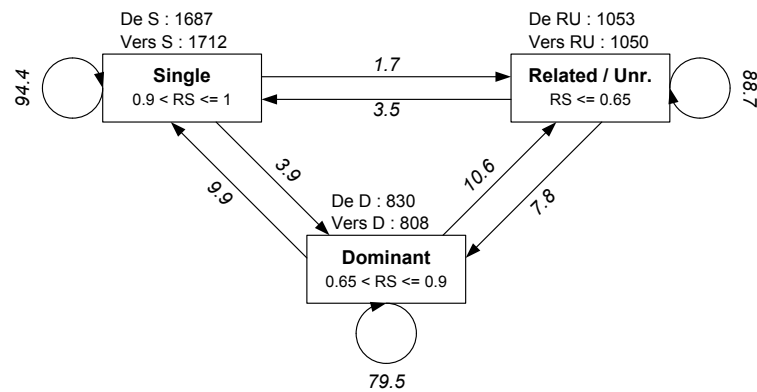


Fig. 6b : Mouvements entre catégories stratégiques – Etats-Unis – Période 1997-2002

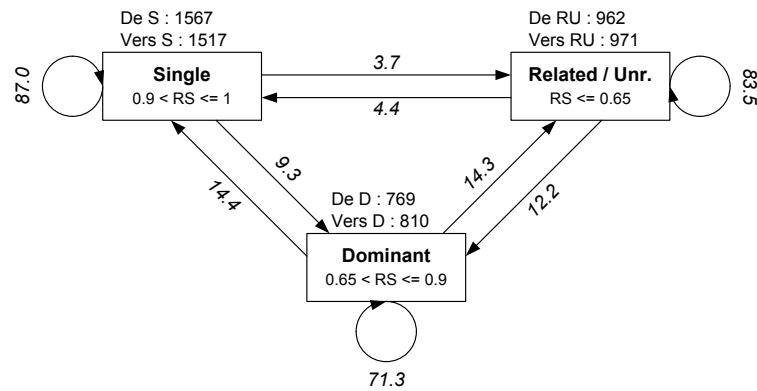
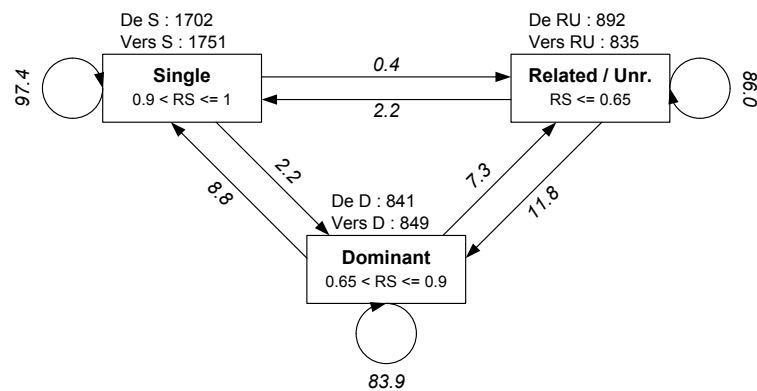


Fig. 6c : Mouvements entre catégories stratégiques – Etats-Unis – Période 2002-2007



2.3. Les déterminants des mouvements stratégiques

Pour tester la proposition de Reed (1991) selon laquelle les entreprises se maintenant dans la catégorie *Dominant* surperforment celles qui la quittent, nous développons des modèles de choix dichotomique avec variables retardées sur données de panel. Dans ces modèles, le mouvement de l'entreprise depuis la catégorie *Dominant* entre $t - 1$ et t (valeur de 1 lorsque l'entreprise quitte cette catégorie, 0 sinon) est expliqué par les niveaux de leurs performances économiques et financières en $t - 1$. Les modèles intègrent les variables indépendantes suivantes :

- ROA : valeur en $t - 1$ du rendement des actifs de l'entreprise. C'est la variable de performance économique (ou comptable) la plus communément utilisée dans les études s'appuyant sur la catégorisation stratégique de Wrigley (p.ex. Rumelt, 1974, 1982, Christensen et Montgomery, 1981 ; cf. Montgomery, 1994, pour une synthèse). Cet indicateur a un caractère *ex post* dans le sens où il mesure la performance effectivement réalisée par l'entreprise (Charreaux, 1991).
- TOBIN : valeur de marché de l'entreprise en $t - 1$. Nous retenons le proxy du Q de Tobin proposé par Lindenberg et Ross (1981) – repris notamment par Lang et Stulz (1994) – qui correspond à la somme de la valeur de marché des capitaux propres et de la valeur comptable des dettes rapportée à la valeur comptable de l'actif de l'entreprise. Cet indicateur, très proche dans sa construction du ratio de Marris, reflète une performance escomptée plutôt qu'une performance *ex post* de l'entreprise ; sa valeur traduit des anticipations des marchés financiers en termes de croissance et de rentabilité (Charreaux, 1991).
- TAILLE : variable dichotomique prenant la valeur 1 si l'entreprise possède un chiffre d'affaires supérieur à la médiane de l'échantillon pour l'année d'observation $t - 1$, 0 sinon.
- SECTEUR : variable dichotomique prenant la valeur 1 lorsque l'activité principale de l'entreprise en $t - 1$ est industrielle (industrie agroalimentaire [code SIC à deux chiffres de l'activité principale de l'entreprise égal à 20], biens intermédiaires [code SIC à deux chiffres de l'activité principale de l'entreprise égal à 27-29 + 33-34], biens d'équipement [code SIC à deux chiffres de l'activité principale de l'entreprise égal à 35-38]), 0 sinon.
- SEGMENT : indicateur de diversité de l'entreprise en $t - 1$: son nombre d'activités (segments SIC à quatre chiffres). De nombreux autres indicateurs de diversité étaient

envisageables (indice d'Herfindahl, indice d'entropie, indice concentrique). Lubatkin et al. (1993) font cependant le constat d'une forte corrélation entre la valeur de ces indices de diversité et le simple comptage du nombre d'activités.

- SIC2D : une variable dichotomique est construite pour indiquer si les segments secondaires d'un portefeuille sont liés au segment principal. Si une paire de segments (comprenant le principal) possède le même code SIC à deux chiffres, une valeur de 1 lui est attribuée, de 0 sinon. Chacune de ces valeurs est multipliée par les parts des ventes du segment secondaire correspondant. Une somme de ces parts des segments secondaires liés à l'activité principale informe sur la « liaison SIC » de l'entreprise. L'appréhension de la liaison entre les activités d'un portefeuille sur la base de l'identité des codes SIC à deux chiffres se retrouve par exemple chez Wernerfelt et Montgomery (1988), Shleifer et Vishny (1990), ou encore chez Berger et Ofek (1995). Cette méthode a souvent été critiquée, et de nombreuses alternatives ont été proposées (cf. El Younsi, 2012, pour une synthèse), l'argument principal reposant sur le constat que deux segments peuvent être liés sans partager le même code SIC à deux chiffres. Fan et Lang (2000) citent l'exemple de deux activités, le raffinage du pétrole et la chimie, qui sont liées verticalement dans la majorité des grandes entreprises pétrolières, alors que ces deux activités appartiennent à des catégories SIC à deux chiffres différentes (respectivement 29 et 28).

Un deuxième tri sur l'échantillon est effectué en vue de supprimer les observations comprenant des données manquantes sur ces variables indépendantes (cf. tableau 4).

L'hypothèse de l'existence d'un mouvement stratégique impulsé par les (mauvaises) performances passées des entreprises ne peut s'appuyer que sur un nombre, en définitive, assez restreint d'études empiriques en économie industrielle comme en management stratégique. En effet, c'est la relation inverse – l'impact en termes de performance d'un mouvement de diversification ou de recentrage – qui a engendré de très loin le plus de littérature, dans une analyse classique des relations comportements / performances des entreprises (sur le thème du *diversification discount* ; cf. pour des synthèses, Martin et Sayrak, 2003, Villalonga et al., 2004). L'argument que nous étudions peut être approché par l'idée que le rôle disciplinaire des marchés financiers limite les comportements discrétionnaires des dirigeants (Stulz, 1990) et incite les entreprises à adapter leurs stratégies de développement selon le « ratio d'évaluation » (Marris, 1964) que ces marchés leur attribuent. Nous pouvons émettre l'hypothèse que les entreprises aux performances financières insuffisantes se

recentreront *ou bien* se diversifieront, c'est-à-dire, en partant de la catégorie *Dominant*, se mouvront soit vers *Single*, soit vers *Related / Unrelated*.

Tableau 4 : Statistiques descriptives des variables indépendantes – période 1992-2006 ($t - 1$)

Catégorie <i>Single</i>		SECTEUR	SEGMENT	TAILLE	SIC2D	ROA	TOBIN
Europe (2636 obs.. 428 entr.)	Moyenne	0.231	1.427	0.252	0.004	5.700	1.053
	Ecart-type	0.421	0.688	0.434	0.015	7.394	0.459
Etats-Unis (4956 obs.. 667 entr.)	Moyenne	0.245	1.278	0.479	0.003	5.168	1.176
	Ecart-type	0.430	0.538	0.500	0.013	6.831	0.462
Total (7592 obs.. 1095 entr.)	Moyenne	0.240	1.330	0.400	0.003	5.353	1.133
	Ecart-type	0.427	0.599	0.490	0.014	7.036	0.465

Catégorie <i>Dominant</i>		SECTEUR	SEGMENT	TAILLE	SIC2D	ROA	TOBIN
Europe (1973 obs.. 428 entr.)	Moyenne	0.335	2.775	0.419	0.078	5.125	0.974
	Ecart-type	0.472	0.993	0.493	0.105	6.515	0.436
Etats-Unis (2440 obs.. 528 entr.)	Moyenne	0.359	2.531	0.638	0.085	5.358	1.147
	Ecart-type	0.480	0.724	0.481	0.108	6.050	0.456
Total (4013 obs.. 956 entr.)	Moyenne	0.348	2.640	0.540	0.082	5.254	1.069
	Ecart-type	0.476	0.863	0.498	0.107	6.262	0.455

Catégorie <i>Related/Unrelated</i>		SECTEUR	SEGMENT	TAILLE	SIC2D	ROA	TOBIN
Europe (2483 obs.. 384 entr.)	Moyenne	0.344	3.642	0.550	0.162	5.128	0.996
	Ecart-type	0.475	1.442	0.498	0.203	5.901	0.416
Etats-Unis (2907 obs.. 453 entr.)	Moyenne	0.370	3.311	0.675	0.172	5.520	1.174
	Ecart-type	0.483	1.141	0.468	0.203	5.578	0.444
Total (5390 obs.. 837 entr.)	Moyenne	0.358	3.463	0.618	0.168	5.339	1.092
	Ecart-type	0.479	1.299	0.486	0.203	5.732	0.440

Les liens entre performances économiques et mouvements stratégiques resteront, dans cet article, exploratoires. Les mesures comptables de la performance des entreprises sont censées refléter leur performance passées, alors que les mesures financières refléteraient les attentes des actionnaires en termes de performances futures. L'idée de distinguer entre ces deux catégories de variables de performance est notamment retenue par Lang et Stulz (1994) : bien qu'il puisse exister une relation entre la valeur comptable et la valeur de marché (la performance passée pouvant influencer la performance escomptée dans le futur par les actionnaires), les marchés financiers peuvent, selon ces auteurs, avoir une vue spécifique des avantages compétitifs de l'entreprise et de ses mouvements stratégiques.

Le modèle que nous testons associe donc de mauvaises performances en $t - 1$ à un mouvement stratégique en t pour les entreprises appartenant à la catégorie *Dominant* en $t - 1$ (modèle 1, ou M1). Nous souhaitons approfondir ce modèle de deux manières différentes.

Tout d'abord, en distinguant dans cette catégorie stratégique en $t - 1$ les entreprises « peu diversifiées » (comptant deux ou trois segments) des entreprises « très diversifiées » (comptant quatre segments ou plus dans leur portefeuille ; modèle 2, ou M2). Ensuite en isolant les mouvements depuis *Dominant* à destination de *Single* de ceux à destination de *Related* / *Unrelated*.

Comme le montrent Fan et Lang (2000) sur un échantillon d'entreprises américaines entre 1982 et 1997, les entreprises aux degrés de diversité différents se restructurent plus ou moins efficacement lorsqu'elles exhibent de faibles rentabilités. Par exemple, les entreprises fortement diversifiées et intégrées verticalement font face à une inertie technologique, productive et managériale qui restreint leur capacité à se restructurer afin d'améliorer leurs performances (Rumelt, 1974). Par contre, ces mêmes entreprises sont moins susceptibles de mauvaises répartitions internes de leurs capitaux lorsque l'homogénéité des opportunités d'investissement entre les segments est élevée ; la « complémentarité » entre segments joue positivement sur la performance des entreprises fortement diversifiées.

Les résultats sur les entreprises américaines sont ici conformes aux hypothèses du modèle 1 (tableau 5 ; M1b) : ce sont les entreprises les moins performantes financièrement en $t - 1$ qui quittent la catégorie *Dominant* entre $t - 1$ et t . Le modèle 2 (M2b) indique que ce mouvement concerne les entreprises aussi bien faiblement que fortement diversifiées. Pour ces entreprises, les niveaux de la performance comptable en $t - 1$ n'impacte statistiquement pas la migration stratégique. La situation est sensiblement différente pour les entreprises européennes. Ici, la performance financière joue dans le sens inverse de ce qui était anticipé, alors que la mauvaise performance économique va, au contraire, dans le sens d'une intensification des mouvements (M1a). Ces mêmes caractéristiques ne sont statistiquement significatives que pour les entreprises peu diversifiées (M2a). Ce résultat sur les entreprises européennes semble confirmer l'un des résultats d'El Yousfi (2012) : il existerait une forme de contradiction entre les logiques économiques et financières de valorisation des entreprises non financières européennes sur les décennies 1990 et 2000. Cette contradiction se manifesterait notamment par le fait que les marchés financiers valoriseraient en Europe les chaînes productives courtes et globalement cohérentes, alors que la performance économique s'attacherait significativement aux chaînes plus longues et plus faiblement connectées. L'auteure interprète cette contradiction comme une forme de pression exercée par les marchés financiers au recentrage quantitatif et qualitatif des entreprises européennes, dans un contexte où la

structuration plus ou moins ouvertement conglomerale des entreprises continuerait de faire économiquement sens (en termes de gestion des risques non systématiques et d'une exploitation minimale des synergies productives).

Tableau 5 : Mouvements depuis *Dominant* en fonction des niveaux de performance

	Europe		Etats-Unis	
	M1a	M2a	M1b	M2b
ROA	-0.0357*** (-3.78)		-0.00231 (-0.26)	
TOBIN	0.444*** (2.84)		-0.291** (-2.15)	
ROA (2-3 segments)		-0.0361*** (-3.71)		-0.00400 (-0.43)
TOBIN (2-3 segments)		0.492*** (3.05)		-0.266* (-1.94)
ROA (>= 4 segments)		-0.0247 (-0.65)		0.0194 (0.53)
TOBIN (>= 4 segments)		0.172 (0.53)		-0.571* (-1.89)
TAILLE	-0.0714 (-0.51)	-0.0682 (-0.49)	-0.383*** (-3.25)	-0.388*** (-3.30)
SECTEUR	-0.193 (-1.31)	-0.186 (-1.27)	-0.114 (-0.92)	-0.112 (-0.91)
SEGMENT	-0.0838 (-1.17)	-0.00392 (-0.04)	0.0408 (0.53)	0.105 (0.96)
SIC2D	0.0598 (0.10)	0.0147 (0.02)	-0.0693 (-0.13)	-0.0641 (-0.12)
Constante	-1.235*** (-4.73)	-1.458*** (-4.45)	-0.747*** (-2.79)	-0.909*** (-2.73)
Chi ²	21.141	22.659	18.961	20.091
p-value	0.0017	0.0038	0.0042	0.0100
Observations		1973		2440
Entreprises		428		528

Europe / Etats-Unis 1992-2007 – *t*-statistics entre parenthèses – * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

Pour donner corps à cette interprétation, nous approfondissons le modèle initial en distinguant les deux mouvements stratégiques possibles à partir de la catégorie *Dominant* (tableau 6 ; M3). Quelles sont les mouvements – vers *Single* ou vers *Related / Unrelated* – que ces entreprises non financières privilégient en Europe et aux Etats-Unis ? Toutes les combinaisons possibles ont été testées, et le tableau suivant ne reproduit que les mouvements

pour lesquels la performance économique ou financière joue un rôle statistiquement significatif.

Tableau 6 : Mouvements de *Dominant* vers *Related/Unrelated* (E-U) et *Single* (Eur.)

	Europe	Etats-Unis
	M3a	M3b
ROA	-0.0555*** (-4.38)	0.000146 (0.01)
TOBIN	0.498** (2.22)	-0.715*** (-3.38)
TAILLE	-0.253 (-1.22)	-0.352** (-1.98)
SECTEUR	-0.405* (-1.84)	0.148 (0.81)
SEGMENT	-0.315*** (-2.74)	0.288*** (2.72)
SIC2D	-1.508 (-1.56)	1.952*** (2.66)
Constante	-1.336*** (-3.42)	-2.134*** (-5.47)
Chi ²	37.262	30.091
p-value	0.0000	0.0000
Observations	1747	2173
Entreprises	394	487

Europe 1992-2007 – Mouvements de *Dominant* vers *Single*

Etats-Unis 1992-2007 – Mouvements de *Dominant* vers *Related/Unrelated*

t-statistics entre parenthèses – * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

Les mauvaises performances économiques comme les bonnes performances financières conduisent les entreprises européennes à se recentrer, comme nous l'anticipions à partir des résultats d'El Younsi (2012), alors que les entreprises américaines aux mauvaises performances financières privilégient le chemin inverse. Les variables de contrôle, ici, nous informent également sur le fait que les entreprises en mouvement ont des profils bien différents entre les deux rives de l'Atlantique. Ce sont des entreprises de grande taille, fortement diversifiées et aux liaisons SIC importantes entre activités qui migrent vers la catégorie *Related / Unrelated* aux Etats-Unis, alors que ce sont des entreprises non industrielles et faiblement diversifiées qui se spécialisent encore davantage en Europe.

Nos résultats sur le cas américain entrent en concordance avec les constats empiriques effectués par Markides (1995a) sur les mouvements stratégiques des entreprises américaines durant la décennie 1980. Markides montre en effet qu'un peu plus d'un quart des mouvements de recentrage qualitatif aux Etats-Unis durant cette période repose sur un accroissement du degré de liaison entre les activités secondaires et l'activité principale des grandes entreprises non financières fortement diversifiées (mouvement de la catégorie stratégique *Unrelated* vers *Related*). Les résultats que nous obtenons suggèrent que ce mouvement s'étend et concerne dorénavant les entreprises de la catégorie *Dominant*. En utilisant le cadre interprétatif de Markides (1995a), la période contemporaine serait marquée par un accroissement du degré de cohérence de nombreuses entreprises américaines, de telle sorte qu'en augmentant leur optimum de diversité, ces entreprises, devenues relativement sous-diversifiées, seraient amenées à diminuer la valeur de leur ratio de spécialisation. Les résultats sur le cas européen éclairent, quant à eux, des tendances sur lesquelles Palard (2007) s'était déjà arrêté (les performances financières élevées engendrent des mouvements quantitatifs de recentrage). Ces résultats, conformes aux conclusions de la théorie financière traditionnelle, s'analyseraient comme une soumission de la stratégie de ces entreprises aux règles financières de la gestion des risques (cf. Batsch, 2002).

Conclusion

La distribution bimodale des ratios de spécialisation qui perdure en Europe et aux Etats-Unis entre 1992 et 2007 cache la diversité des mouvements stratégiques des entreprises issues de la catégorie *Dominant*. A gros traits, alors qu'aux Etats-Unis les entreprises faisant face à de mauvaises performances financières tendent à intensifier les liaisons entre leurs activités, elles augmentent sensiblement le poids de leur activité principale en Europe de manière conforme aux enseignements de la théorie financière.

Si, à la suite de Paulré (2011), nous désignons par recentrage tout mouvement dans les portefeuilles d'activités des entreprises diversifiées qui se traduit par une diminution du nombre d'activités ou par un changement dans la structure productive des entreprises marqué par une intensification des liaisons entre activités ou par une mise en cohérence des portefeuilles, les tendances principales mises à jour dans ce travail correspondent fondamentalement à des phénomènes de recentrage. Cette approche peut donc contribuer à fournir un nouveau regard sur ces phénomènes, regard complémentaire de ceux proposés par

les approches traditionnelles en termes de comptage d'activités et d'indices de concentration du chiffre d'affaires (approches « quantitatives » du recentrage et de la diversification) et en termes de mesures catégorielles à la Rumelt et Markides (approches dites « qualitatives »).

Références

- Ansoff H. I. 1981 [1965]. *Stratégie du développement de l'entreprise*. Édition Hommes et Techniques.
- Batsch L. 2002. *Le capitalisme financier*. Editions La Découverte.
- Batsch L. 2003. Le recentrage : une revue des approches financières. *Finance, Contrôle, Stratégie* 6: 43-65.
- Berger P.G., Ofek E. 1995. Diversification's effect on firm value. *Journal of Financial Economics* 37: 39-65.
- Chandler A. 1962. *Strategy and structure*. Cambridge, MA: M.I.T. Press.
- Channon D.F. 1973. *The strategy and structure of British enterprise*. Macmillan, London.
- Charreaux G. 1991. Structure de propriété, relation d'agence et performance financière. *Revue Economique* 42: 521-552.
- Chatterjee S., Wernerfelt B. 1991. The link between resources and type of diversification: theory and evidence. *Strategic Management Journal* 12: 33-48.
- Christensen H.K., Montgomery C.A. 1981. Corporate economic performance: diversification strategy versus market structure. *Strategic Management Journal* 2: 327-343.
- El Younsi H. 2012. Le recentrage des entreprises non financières : analyse sur longue période en Europe et aux Etats-Unis. Thèse non publiée, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- Fan J., Lang L. 2000. The measurement of relatedness: an application to corporate diversification. *The Journal of Business* 73: 629-660.
- Foss N.J. 1997. Ed. *Resources, firms, and strategies: a reader in the resource-based perspective*. Oxford University Press.
- Hoskisson R.O., Johnson R.A. 1992. Research notes and communications corporate restructuring and strategic change: the effect on diversification strategy and R&D intensity. *Strategic Management Journal* 13: 625-634.
- Kay N.M. 1997. *Pattern in corporate evolution*. Oxford University Press, Oxford.
- Kay N.M. 2002. Chandlerism in post-war Europe: strategic and structural change in France, Germany and the United Kingdom, 1950–1993: a comment. *Industrial and Corporate Change* 11: 189–197.

- Klein P.G., Klein S.K., Lien L.B. 2009. Are divestitures predictable? A duration analysis. Working paper, Contracting and Organizations Research Institute, University of Missouri.
- Lang L. H. P., Stulz R. M. 1994. Tobin's q, corporate diversification, and firm performance. *Journal of Political Economy* 102: 1248-1280.
- Lindenberg E.B., Ross S.A. 1981. Tobin's q ratio and industrial organization. *Journal of Business* 54: 1-32.
- Lubatkin M., Merchant H., Srinivasan N. 1993. Construct validity of some unweighted product-count diversification measures. *Strategic Management Journal* 14: 433-449.
- Luffman G.A., Reed R. 1984. *The strategy and performance of British industry: 1970-80*. Macmillan, London.
- Markides C.C. 1993. Corporate refocusing. *Business Strategy Review* 4: 1-15.
- Markides C.C. 1995a. *Diversification, refocusing, and economic performance*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Markides C.C. 1995b. Diversification, restructuring, and economic performance. *Strategic Management Journal* 16: 101-118.
- Marris R. 1971 [1964]. *L'entreprise capitaliste moderne*. Dunod, Paris.
- Martin J.D., Sayrak A. 2003. Corporate diversification and shareholder value: a survey of recent literature. *Journal of Corporate Finance* 9: 37-57.
- Montgomery C. 1979. *Diversification, market structure, and firm performance: an extension of Rumelt's model*. Unpublished doctoral dissertation, Purdue University.
- Montgomery C.A. 1982. The Measurement of Firm Diversification: Some New Empirical Evidence. *The Academy of Management Journal* 25: 299-307.
- Montgomery C.A. 1985. Product-market diversification and market power. *The Academy of Management Journal* 28: 789-798.
- Montgomery C.A. 1994. Corporate diversification. *The Journal of Economic Perspectives* 8: 163-178.
- Montgomery C.A., Hariharan S. 1991. Diversified expansion by large established firms. *Journal of Economic Behavior and Organization* 15: 71-89.
- Palard J.E. 2007. Recentrage stratégique et politique de financement : le cas des firmes européennes cotées (1987-2003). *Revue Finance Contrôle Stratégie* 10: 111-137.
- Paulré B. 2000. *Les stratégies de recentrage dans les secteurs de haute technologies : chimie, pharmacie, informatique, et télécommunications*. Etudes, Ministère de l'Economie de Finances et de l'Industrie.

- Paulré, B. (2011), *Le recentrage : un essai de clarification conceptuelle*, Miméo, Université Paris 1.
- Reed R. 1991. Bimodality in diversification: an efficiency and effectiveness rationale. *Managerial and Decision Economics* 12: 57-66.
- Reed R., Sharp J.A. 1987. Confirmation of the specialization ratio. *Applied Economics* 19: 393-405.
- Rumelt R.P. 1974. *Strategy, structure, and economic performance*. Harvard University Press.
- Rumelt R.P. 1978. Databank on diversification strategy and corporate structure. Paper MGL-55, Managerial Studies Center, Graduate School of Management, University of California, Los Angeles.
- Rumelt R.P. 1982. Diversification strategy and profitability. *Strategic Management Journal* 3: 359-369.
- Scott B.R. 1973. The industrial state: old myths and new realities. *Harvard Business Review* 51: 133-148.
- Shleifer A., Vishny R. W. 1990. Equilibrium short horizons of investors and firms. *The American Economic Review* 80: 148-153.
- Silverman B.S. 1999. Technological resources and the direction of corporate diversification: toward an integration of the resource-based view and transaction cost economics. *Management Science* 45: 1109-1124.
- Stulz R.M. 1990. Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics* 26: 3-27.
- Teece D.J, Rumelt R., Dosi G., Winter S. 1994. Understanding corporate coherence: Theory and evidence. *Journal of Economic Behavior and Organization* 23: 1-30.
- Villalonga et al. 2004. Research roundtable discussion: the diversification discount. Working Paper, Harvard Business School.
- Wernerfelt B., Montgomery C.A. 1988. Tobin's q and the importance of focus in firm performance. *American Economic Review* 78: 246-250.
- Whittington R. Mayer M. 2002. Response to Kay: 'Chandlerism in post-war Europe: strategic and structural change in France, Germany and the United Kingdom, 1950–1993: a comment'. *Industrial and Corporate Change* 11: 199–205.
- Whittington R., Mayer M., Curto F. 1999. Chandlerism in post-war Europe: strategic and structural change in France, Germany and the UK, 1950–1993. *Industrial and Corporate Change* 8: 519-551.

Wrigley L. 1970. *Divisional autonomy and diversification*. Unpublished doctoral dissertation.
Harvard Business School.